

CURVA SALARIAL: UNA APLICACIÓN PARA EL CASO DE MÉXICO, 1993-2002*

David Castro Lugo

Universidad Autónoma de Coahuila

Resumen: El objetivo de este documento es analizar la relación desempleo-salario en México durante el periodo 1993-2002, utilizando la metodología de curva salarial. Los resultados muestran una relación negativa entre la tasa de desempleo local y los salarios, aunque su elasticidad es inferior a la obtenida en otros países. La clasificación de los trabajadores por grupos establece que las condiciones de desocupación local no inciden sobre las remuneraciones de trabajadores del sector público, además existe distinta elasticidad salarial entre grupos (género, disposición de prestaciones sociales, edad y escolaridad). La exploración de especificaciones alternativas indica que los salarios tienen un comportamiento diferente en función del nivel de desempleo.

Abstract: The purpose of this document is to analyze the relation between unemployment and wages in Mexico during the 1993-2002 period, using the methodology of wage curve. The results show a negative relation between the rate of local unemployment and the wages, although its elasticity is inferior to the obtained one in other countries. The classification of the workers by groups establishes that the conditions of local unemployment do not affect the remunerations of workers of the public sector. In addition, there exists different wage elasticity between different groups (sex, disposition of social benefits, age and schooling). The exploration of alternative specifications indicates that wages have a different behavior based on the level from the rate of leisure.

Clasificación JEL: J30, J60

Palabras clave: curva salarial, mercado laboral urbano, wage curve, labor urban market.

Fecha de recepción: 18 IV 2005

Fecha de aceptación: 22 V 2006

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de José Luis Roig, Víctor Montuenga y de dos dictaminadores anónimos, así como el apoyo de Gilberto Aboites, dcastro@cise.uadec.mx

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es el de contrastar la presencia de curva salarial en México utilizando para ello información del periodo 1993 - 2002. El análisis de la relación paro-salario a nivel urbano - regional es un tema que últimamente ha captado la atención de los estudiosos de la economía regional, aunque los primeros trabajos tienen ya más de tres décadas.

A principios de los noventa Blanchflower y Oswald (B y O) establecieron la existencia de una relación negativa entre la tasa de desempleo local y el salario individual, definida ésta como curva salarial, y los estudios empíricos realizados en diferentes países indicaron que la elasticidad paro del salario era de aproximadamente 10%, constante en el tiempo e independiente del entorno institucional.

Con el libro titulado *The Wage Curve*, publicado por Blanchflower y Oswald en 1994, se motivó un resurgimiento del tema en ese año y las investigaciones empíricas que confirmaron la "ley salarial" no se hicieron esperar, así como las críticas a la propuesta original, por tanto, el documento tuvo la virtud de estimular la investigación, permitiendo un avance en el conocimiento de los mercados de trabajo local.

Los resultados obtenidos en esta investigación permiten establecer una relación negativa entre la tasa de desempleo local y el salario, confirmando la existencia de curva salarial, aunque su elasticidad es inferior a la obtenida en otros países.

La clasificación de los trabajadores permitió verificar la insensibilidad salarial de los empleados del sector público y la presencia de diferentes elasticidades paro del salario entre grupos, estructurados estos por género, disposición de prestaciones sociales, edad y nivel de escolaridad. Además, se identificó que la sensibilidad salarial se modifica en función del nivel de desocupación. Así, los trabajadores más vulnerables frente a variaciones de la tasa de desempleo fueron asalariadas jóvenes, sin prestaciones sociales y baja escolaridad. En el caso de las mujeres, se identificó la presencia de un piso salarial, lo cual supone que el salario no desciende más allá de un determinado nivel de desempleo.

El documento está integrado por seis secciones. La primera introduce algunos antecedentes a la curva salarial, la segunda presenta la propuesta como tal, en la tercera sección se muestran las evidencias empíricas, mientras que la especificación del modelo y los datos utilizados se tratan en la cuarta. En la sección cinco se abordan los resultados y, finalmente, se exponen las conclusiones.

2. Estudios previos

El análisis tradicional entre paro y salario, a nivel urbano/regional, se construye sobre la base de los modelos de Harris-Todaro (H-T) (1970) y Hall (1970, 1972), los cuales sostienen que las regiones con elevadas tasas de desempleo también tienen altos niveles de salarios. El argumento que emplean los autores para explicar tal comportamiento refiere al concepto de compensación por diferencias de Adam Smith. De donde se sigue que las regiones con altas tasa de desocupación son menos deseables para vivir, pues es más difícil encontrar trabajo.

Bajo un esquema de libre movilidad, para mantener la población en lugares que presentan alguna desventaja, debe existir una compensación a este perjuicio, el salario puede jugar ese papel. La existencia de una relación positiva entre paro y salario regional surge de un modelo de equilibrio competitivo, tanto por el lado de los trabajadores como de la empresa, donde la movilidad interregional de trabajadores y capital tiene un papel central en el proceso de ajuste. El equilibrio de los trabajadores se establece cuando el saldo migratorio se hace nulo, lo cual indicaría que no existen incentivos para moverse entre ciudades, ya que el valor esperado del salario es igual en todas las regiones al ser una función del nivel de ocupación. Por el lado de la empresa, el equilibrio interregional se alcanza cuando no existen incentivos para la relocalización, puesto que el costo laboral unitario es igual en todas las regiones. Así, podemos decir que, a largo plazo, existe una relación positiva entre paro y salario.

El modelo establece que la productividad puede variar entre regiones, y está asociada directamente a la tasa de paro. Por ende, una región con mayor desempleo tendrá trabajadores más productivos y las empresas estarán en condiciones de pagar mayores salarios sin elevar los costos laborales unitarios. Esta relación positiva entre productividad y desocupación se afianza en varios argumentos, entre los cuales se pueden mencionar: i) el aumento de la proporción de trabajadores en el área de producción dentro de la población ocupada total, ii) los menores niveles de rotación y iii) un mayor incentivo de los trabajadores en el desarrollo de su actividad.

Nuevas investigaciones permitieron avanzar en la discusión salario-paro urbano/regional. Hall (1972) examinó la relación entre salario y tasa de paro en 12 ciudades de Estados Unidos para el año de 1966, y aunque observó un vínculo positivo entre estas dos variables, el reducido número de observaciones, la referencia al año 1966 como punto de equilibrio y las estimaciones por mínimos cuadrados permiten considerar que dicho trabajo hace una débil aportación de la predicción teórica; no obstante esto, promovió nuevas investigaciones.

Reza (1978) al utilizar un modelo similar al de Hall reexaminó y extendió la evidencia empírica de éste en dos direcciones: los efectos de la técnica de estimación y la selección de las ciudades y años. A diferencia de Hall, Reza aumentó el número de ciudades en el análisis a 20,¹ así como el número de años objeto de estudio, pero sin incluir el año de referencia 1966. En lo relativo a la técnica de estimación utilizó la regresión ortogonal, dado que las variables paro y salario se determinaron conjuntamente. Los resultados obtenidos aportaron mayor evidencia y permitieron concluir que existe una relación positiva entre desempleo y salario, producto de una situación de equilibrio en el largo plazo, pues la posición relativa de las ciudades se mantiene estable durante varios años. El autor argumentó que la débil evidencia de Hall está asociada con la selección de la muestra, y no con la especificación del modelo.

Las discusiones posteriores sobre la relación desempleo-salario a nivel regional parecen centrarse en dos aspectos: a) el papel de los factores no pecuniarios en las diferencias de salarios regionales y b) los efectos que la tasa de paro permanente y corriente ejercen sobre el salario regional. El trabajo de Roback (1982) formalizó la idea de que la estructura espacial de los salarios depende de la distribución de factores no pecuniarios entre regiones. Su modelo asumió que las empresas y los trabajadores son móviles y se localizan en la región que presenta mayor ventaja, de ahí que algunas regiones son atractivas intrínsecamente, pero deben ofrecer una tasa salarial y renta de la tierra que reflejen las ventajas naturales.

Si una ciudad Q mantiene factores no pecuniarios "improductivos",² tales como aire limpio, implica que es más atractiva para vivir, pero también la renta de la tierra será mayor, lo cual ocasiona que los costos de producción de las empresas instaladas en esta ciudad sean mayores que en el resto de ciudades. Para mantener el equilibrio regional desde la perspectiva tanto de los trabajadores como de la empresa, el costo laboral (salario) debe ser menor frente a otras regiones que no disponen del factor no pecuniario (aire limpio). Así, los habitantes de la ciudad Q tendrán una utilidad total (pecuniaria y no pecuniaria)³ igual al resto de las ciudades, pero con una dotación distinta de cada uno de los componentes. De modo similar, los costos

¹ Incluye las ciudades estudiadas por Hall (1972).

² Esto desde el punto de vista de la empresa, ya que la permanencia de dichos factores implica que ella tiene que hacer frente a mayores costos. Para más detalle sobre las factores no pecuniarios productivos e improductivos véase el documento de Roback (1982).

³ Cabe aclarar que el salario por sí mismo no genera utilidad, sino que la

de producción serán iguales entre las diferentes ciudades, aunque la participación de cada uno de los factores productivos en los costos totales será distinta. En equilibrio, la utilidad esperada y los costos de producción en todas las regiones deben ser iguales. El modelo plantea la existencia de sustitución entre precios de los factores productivos (tierra y trabajo).

Los resultados empíricos de Roback (1982) muestran un fuerte apoyo a la existencia de compensaciones por diferencias, pues las ciudades con mayor criminalidad presentan mayores salarios, mientras que son menores en los lugares con mayor número de días soleados, sin embargo, la tasa de paro no resulta estadísticamente significativa en la determinación del salario. Los resultados obtenidos de este trabajo muestran que existe un mecanismo de compensaciones por diferencias regionales pero, al mismo tiempo, no queda demostrado de manera convincente el papel que juega el paro en este proceso; por lo que tales resultados contrastan fuertemente con los de Hall (1972) y Reza (1974).

Tres años más tarde Marston (1985) intenta establecer el origen de las diferencias en las tasas de paro entre las áreas metropolitanas de Estados Unidos mediante dos explicaciones. La primera, asume que los desequilibrios entre las regiones de un país son una situación típica de la economía, es decir, aún cuando los trabajadores podrían mejorar su situación moviéndose de las áreas de alto paro hacia las zonas con menor desempleo, la economía no es capaz de eliminar tales oportunidades de ganancias, o bien el proceso de ajuste es muy lento. La segunda alternativa argumenta que las áreas geográficas se encuentran en una relación de equilibrio, dado que los trabajadores emigrarán mientras existan incentivos para moverse, y si no se presenta esta movilidad es porque no obtienen un beneficio en el desplazamiento, es decir, la existencia de diferencias en tasas de paro entre áreas geográficas es compensada por salarios mayores.

La pregunta central que intentó responder Marston fue: ¿con qué velocidad se restablece el equilibrio una vez se que se produce un choque de demanda? Si el proceso de ajuste es rápido implicaría que las diferencias de tasa de paro y salario entre regiones reflejan una situación de equilibrio; mientras que si es lento, las disparidades de desempleo y salario geográfico referirían, además de las diferencias en

utilidad la generan los bienes y servicios que pueden ser adquiridos con la remuneración salarial, por tanto de manera indirecta el salario proporciona utilidad y, en esos términos, se emplea el concepto utilidad pecuniaria. Para los bienes que generan utilidad y su disfrute no está determinado por una transacción monetaria, o no implica la exclusión de otros, utilizamos el concepto de bienes no pecuniarios.

factores no pecuniarios, una situación de desequilibrio en los mercados. El autor analizó el efecto de los choques de demanda adversos sobre la tasa de paro de estado estacionario utilizando un modelo similar al de Hall (1972) y mostró que los componentes de los desequilibrios en las tasas de paro de las áreas (regiones) no persisten por largo tiempo. Dado lo cual, el señaló que los choques que perturban la relación estable de las tasas de paro entre las regiones tienden a ser eliminadas en un año. Dicho ajuste era resultado de la velocidad en la movilidad laboral y empresarial, así como de la reducción salarial inicial, generada por el exceso de oferta en el área del choque. Por tanto, la influencia principal sobre la tasa de paro era la persistencia de factores no pecuniarios regionales y el nivel salarial.

Además, Marston (1985) estimó una ecuación *Probit* para predecir la probabilidad de trabajar dentro de una muestra de trabajadores. Las variables independientes incluían, además del salario, una serie de características del trabajador y del área donde se ubicaba. Los resultados concluyeron que las predicciones centrales del modelo de compensaciones por diferencias se confirmaban, *v.gr.*, los trabajadores que vivían en regiones con características más favorables (salario real o factores no pecuniarios) tenían mayor probabilidad de paro, lo que parecía mostrar un equilibrio de largo plazo. Como se puede apreciar, Marston (1985) estableció una causalidad inversa a la de Hall (1972), aunque confirmó la relación positiva entre paro y salario, para lo cual incorporó, dentro de las variables independientes, el nivel salarial.

Un segundo aspecto fue reconocer que la migración era posible, y se consideraba una inversión, dado que su decisión estaba determinada sobre la base de costos y beneficios permanentes, no temporales. Otro autor que por esos años abordó la relación entre salario y tasa de paro permanente fue Adams (1985), quien construyó un modelo teórico de determinación de salario y paro. Es un modelo de contrato donde las empresas están sujetas a choques de demanda y los trabajadores que pierden su empleo reciben un seguro por desempleo, que representa una porcentaje del salario (tasa de reposición). Desde esa perspectiva, si los empleos ofrecían un nivel de utilidad de mercado para los trabajadores, el salario era una función creciente de la probabilidad de quedar en paro y una función decreciente de la tasa de reposición. Bajo el requerimiento usual de que, en equilibrio, las regiones debían proveer la misma utilidad esperada.

En el trabajo empírico, la tasa de paro regional relevante era la tasa de paro promedio de un periodo de cinco años, centrada en el año particular. Los resultados de la estimación de la ecuación de salarios mostraron que la tasa de paro promedio fue positiva y significativa,

con una elasticidad aproximada de 0.2, es decir, un estado con el doble de la tasa de paro promedio podría tener un salario 20 por ciento mayor. Por otra parte, la tasa de desempleo corriente de la industria, que también era incluida en la ecuación de salarios, presentó un signo negativo con elasticidad de -0.09, lo cual significaba que, si se dobla la tasa de paro industrial, el nivel salarial se reduce 9 por ciento.⁴

Tales resultados fueron interpretados por Adams (1985) como evidencia de la necesidad de distinguir movimientos permanentes de los temporales en el espacio salario-paro. Por su parte Topel (1986) intentó captar los efectos permanentes y transitorios de los choques en el mercado laboral; para lo cual estudió la relación paro-salario dentro de un mercado laboral local dinámico.

Sus resultados mostraron que los salarios eran más flexibles a cambios transitorios en las condiciones del mercado local, frente a los cambios permanentes. Por ello, las regiones que presentaban un rápido crecimiento tenían un nivel salarial mayor, sin embargo, cuando existían expectativas de que dicho crecimiento se mantendría, esa región se asociaba a un nivel salarial bajo. Los resultados también mostraron que existen diferencias en la respuesta de los trabajadores a los cambios de demanda, de tal suerte que los trabajadores con mayor educación (mayor movilidad) presentan una menor sensibilidad salarial a las variaciones del mercado laboral local, frente al resto. No obstante, concluyó que sus resultados eran consistentes con un modelo de equilibrio espacial.

La evidencia disponible hasta mediados de los ochenta mostró que existe poca controversia sobre la relación entre paro y salario a nivel espacial y que las regiones con tasas de desempleo más altas tienen un nivel de salario relativamente mayor. Dicha relación se sustenta en el argumento de las compensaciones por diferencias y en el equilibrio de largo plazo. Durante la segunda mitad de los ochenta la relación entre salario y paro, sostenida por más de tres lustros, en apariencia, comenzó a debilitarse.

Blackaby y Manning (1987) estimaron una ecuación de salarios microeconométrica, con el paro local como variable independiente, utilizando datos para el Reino Unido.⁵ Primero, hicieron estimaciones con datos agregados regionales para los años 1964-1984, el resultado mostró que la tasa de cambio de los salarios parece depender de: 1) la tasa de paro, 2) la tasa de cambio del paro y 3) la tasa de

⁴ En el documento no se utilizan datos de la tasa de paro corriente espacial.

⁵ Los trabajos ya comentados excepto el de Harris-Todaro (1970) utilizaron datos de Estados Unidos.

cambio de los precios. Los autores también realizaron estimaciones de ecuaciones del nivel de ingreso sobre más de siete mil observaciones de trabajadores varones blancos en 1974.

La ecuación principal establece una regresión considerando ingreso sobre escolaridad, experiencia, experiencia al cuadrado, estado civil, semanas trabajadas el año anterior, variable politómica por industria y el logaritmo de la tasa de paro de la región donde el trabajador vive y desarrolla su actividad laboral. La estimación registró una elasticidad paro del salario negativa y significativa del orden de -0.16. En trabajos posteriores Blackaby y Manning (1990a, 1990b, 1990c) confirmaron la existencia de efecto negativo del paro sobre el salario regional. Experimentaron con inclusiones de medidas regionales para ver como actuaba el paro de larga duración y el costo de la vida por área, los resultados mostraron que, aunque son significativos, sólo reducen levemente la elasticidad del paro sobre el salario.

Los autores sugirieron que las personas en paro de larga duración disminuyen la presión sobre el salario, resultado que fue compartido en los trabajos de Blackaby y Manning (1992) y Blackaby y Hunt (1992), confirmando así las predicciones de Layard y Nickell (1986, 1987) de que el paro de larga duración ejerce una pequeña o inexistente influencia en la determinación del salario.⁶

Por su parte, Freeman (1988) comparó la flexibilidad del salario en Gran Bretaña y Estados Unidos utilizando datos regionales. Estimó ecuaciones de salario para el periodo 1970-1985 y encontró que cambios del salario regional están correlacionados negativamente con cambios en el paro regional. La conclusión fue que Estados Unidos no parecía tener una mayor flexibilidad del mercado laboral que Gran Bretaña. Un documento adicional que aportó evidencias de la relación negativa entre paro y salario a nivel espacial fue el de Pissarides y McMaster (1990), quienes utilizando datos promedio regionales para Gran Bretaña encontraron que los cambios en el salario relativo regional están correlacionados con movimientos del paro, de tal manera que un incremento en el paro relativo induce, en el corto plazo, a una caída en el salario relativo, sin embargo, en el largo plazo, una región que presenta una tasa de paro superior en un punto porcentual respecto al promedio nacional, podría tener un salario 3.2 por ciento por arriba del promedio nacional.

⁶ Nickell (1987), Budd, Levine y Smith (1988) y Carruth y Oswald (1989) también identifican la importancia de la composición de la duración del paro en el proceso de determinación salarial.

Tales resultados fueron correctos para los autores porque garantizaban que, en el largo plazo, existían compensaciones diferenciales de salarios en regiones donde había altos niveles de paro, aunque el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo era lento, a diferencia de lo que planteaba Marston (1985). Los resultados también reafirmaron la necesidad de distinguir entre paro permanente y temporal.

Holmlund y Skedinger (1990), utilizando datos de Suecia,⁷ estudiaron los determinantes que explican la fluctuación de la tasa salarial regional frente al salario establecido nacionalmente. Los autores realizan una regresión considerando el salario específico regional sobre la tasa de paro regional, sus resultados mostraron un efecto negativo del paro regional sobre el salario en la zona. Mientras Card (1990) encontró soporte de un efecto negativo del paro sobre el salario en el estudio de negociaciones de contratos laborales para el caso de Canadá.

Blanchard y Katz (1992) estudiaron las dinámicas del mercado laboral regional en Estados Unidos y concluyeron que un choque adverso para la demanda laboral tiene como efecto, a corto plazo, el incremento del desempleo y la caída del salario. Supusieron que la migración de trabajadores y la inmigración de empresas a la zona deprimida permitirá restablecer los niveles en el largo plazo. Por su parte Jones (1989), en su estudio sobre el impacto del paro local en el salario de reserva, obtuvo un efecto negativo del paro local sobre el salario, es decir, el salario mínimo que una persona en paro está dispuesta a recibir para ser recontratada disminuía con el aumento de desempleo local.

A modo de resumen, se puede decir que los estudios previos a la curva salarial tienen un punto de inflexión a mediados de los ochenta. Los trabajos anteriores a esta fecha mostraban su mayor preocupación en estudiar las causas de las diferencias de salario y desocupación regional, entre las cuales destacaban el papel que desempeñaban los factores no pecuniarios regionales y los condiciones de equilibrio y desequilibrio del mercados locales, así como la velocidad en el proceso de ajuste cuando se presentan alteraciones en los mercados. Eran investigaciones situadas bajo modelos de equilibrio competitivo, que permitieron establecer la existencia de una relación positiva entre paro y salario a nivel espacial, aunque los últimos trabajos de esta generación dejaron ver que la tasa de paro permanente y transitoria ejercen diferentes efectos sobre el salario.

En cambio, los trabajos posteriores, además de utilizar datos microeconómicos, observaron que las tasas de paro de corta y larga

⁷ Este país se caracteriza por un sistema de negociación salarial centralizado.

duración impactan de forma desigual sobre los salarios, concluyendo que el proceso de ajuste hacia el equilibrio, después de una alteración de las condiciones del mercado, es más lento que lo previsto inicialmente, por tanto, analizar la relación entre paro y salario, dentro de esta condición de desequilibrio, resultó más atractivo que los estudios entre paro y salario en condiciones de equilibrio del mercado laboral local, y es dentro de este esquema que se ubica la propuesta de curva salarial.

3. Curva salarial

En el primer lustro de los noventa (B y O) publicaron varios artículos (1990, 1993, 1994a, 1994b, 1995a, 1995b) con el propósito de analizar cómo el desempleo afecta al salario dentro de los mercados de trabajo regional o sectorial. Al utilizar datos microeconómicos estimaron ecuaciones de salarios donde el nivel de remuneración individual era explicado por la tasa de paro local/regional, una vez controlado por las características individuales (edad, sexo, nivel de escolaridad, experiencia, raza, estado civil, etc.), sectoriales (ocupación, actividad, tamaño de establecimiento, etc.) y espaciales.

Las estimaciones se realizaron para diferentes países, pero fundamentalmente en Estados Unidos y Gran Bretaña, tanto con datos de corte transversal, como *pools*. Los resultados apoyaron la existencia de una elasticidad paro del salario negativa. Con lo cual ellos graficaron una relación entre desempleo y salario con un gradiente negativo que denominaron curva salarial, apoyados en estos resultados hicieron afirmaciones categóricas, hasta el punto de proponer una suerte de ley salarial donde:

...Un trabajador que está empleado en una región con tasa de desempleo alto recibirá menos salario que un individuo idéntico que trabaje en una región con menor desocupación... (Blanchflower y Oswald (1994a), pp. 5).

Sostienen que la naturaleza de esta relación parece ser la misma en diferentes países, por tanto la curva salarial es independiente del contexto institucional. La especificación que mejor se ajusta a la información y expresa la relación paro-salario quedó descrita por la fórmula:

$$\ln w = -0.1 \ln u + Z$$

Donde $\ln w$ es el logaritmo del salario, $\ln u$ es el logaritmo de la tasa de desempleo en el área del trabajador y Z incluye variables control de las características adicionales del trabajador y su sector de trabajo, además de incorporar controles espaciales y temporales.

Dicha relación implica que si la tasa de desempleo se duplica el salario se reducirá 10%, además, los autores establecieron que los resultados son robustos para diferentes periodos, así como definiciones de variable dependiente (salario por hora, semana, mes o año) y la utilización de datos individuales o promedio. También mostraron que el efecto del paro sobre el salario es diferente por grupos de individuos, donde los trabajadores jóvenes tienen elasticidad paro del salario mayor que los trabajadores menos jóvenes, lo mismo podemos decir de quienes tienen menor escolaridad, son de raza negra, tienen menos experiencia, son trabajadores no sindicalizados, laboran en el sector privado o trabajan en la construcción. Por otra parte, la división por sexo mostró menor elasticidad en mujeres. Esto quiere decir, que la curva salarial puede ser interpretada como un indicador de la flexibilidad del salario para ajustarse a los cambios en el mercado laboral local y, desde esta perspectiva, la existencia de una curva salarial con una elasticidad común entre países implica, en primer lugar, igual flexibilidad en el mercado laboral a pesar de las diferencias institucionales existentes entre los países y, en segundo, que esa flexibilidad permanece inalterable en el tiempo.

Dado lo anterior: ¿Quiere decir que modificaciones del entorno institucional, tales como las reformas en el mercado laboral tendientes a elevar la flexibilidad laboral, son ineficaces? La interpretación teórica de curva salarial encuentra lugar en diferentes modelos, cuya característica principal es el análisis del mercado laboral bajo condiciones de desequilibrio en el corto plazo, como pueden ser los de salario de eficiencia y negociación salarial.⁸

3.1. *Modelo salarial de eficiencia*

Este modelo⁹ reconoce, por un lado, la dificultad de la empresa para supervisar y evaluar el esfuerzo de los trabajadores y, por el otro,

⁸ B y O (1994a) además de presentar estos modelos como fundamento teórico para explicar la relación negativa entre paro y salario, también consideran el modelo de contrato laboral para explicarla, sin embargo, éste es menos plausible y poco mencionado, aun por ellos. Campbell y Orszag (1998) y Sato (2000) tienen modelos alternativos para explicar la existencia de una relación negativa entre paro y salario.

⁹ B y O presentan el argumento de la elusión, pero existen otros más para ex-

la posibilidad de que el trabajador eluda su responsabilidad laboral; por ello la relación crucial dentro del modelo de eficiencia salarial corresponde a la condición de no elusión (*no-shirking*) tratado en modelos como Shapiro y Stiglitz (1994), lo cual implica que la utilidad esperada del trabajador que elude su responsabilidad laboral no debe ser mayor que la utilidad de uno cumplido.

El modelo supone que los trabajadores obtienen utilidad del salario y desutilidad del esfuerzo laboral, la utilidad neta es la diferencia entre estos dos; por tanto, si el trabajador elude su responsabilidad y no es descubierto, recibe una utilidad neta igual al salario, la cual es mayor que la utilidad recibida por los trabajadores que no eluden; pero si es sorprendido, lo despiden y tendrá una utilidad neta igual a la diferencia entre el seguro de desempleo (en caso de existir) y el esfuerzo de búsqueda de un nuevo empleo.

Dado un nivel salarial y seguro por desempleo, cuando la tasa de desocupación es baja, el trabajador que elude tendrá una alta probabilidad de encontrar un nuevo empleo, por lo que la utilidad esperada de este tipo de trabajador aumenta, mientras la utilidad de quien desempeña su función se mantiene constante, para que se cumpla la condición de no elusión el salario debe aumentar. Cuando aumenta la tasa de desempleo, la probabilidad de encontrar empleo es baja, por tanto, la utilidad esperada del trabajador que evade su responsabilidad laboral disminuye en relación con los trabajadores que no lo hacen. Lo que permite reducir el salario hasta un nivel en el cual las utilidades esperadas de ambos sean iguales.

El modelo de salarios de eficiencia produce una curva con pendiente negativa entre salario y desempleo derivado de una conducta de optimización. La razón para encontrar gradiente negativo es que el desempleo actúa como un mecanismo de presión o intimidación hacia los trabajadores y, en consecuencia, las empresas encuentran que en recesiones es factible remunerar a sus trabajadores con menores salarios, a la vez que garantizan el nivel de esfuerzo requerido.

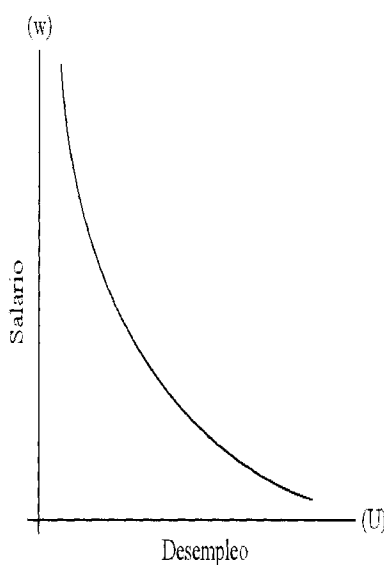
Además de la utilidad que genera el ingreso, existen factores no pecuniarios en las regiones que aportan utilidad a los trabajadores. Dicha dotación de factores no es homogénea entre las regiones, por tanto, *ceteris paribus*, los trabajadores localizados en las regiones mejor dotadas de factores no pecuniarios tendrán mayor utilidad total, entendida ésta como la suma de las utilidades pecuniarias y no pecuniarias.

plicar salarios de eficiencia, el modelo de Campbell y Orszag (1998) es un ejemplo. Al respecto véase Yellen (1984).

En condiciones de equilibrio interregional la utilidad esperada del trabajador debe ser igual en todas las regiones. Por tanto, las regiones con mejor dotación de factores no pecuniarios deben tener tasas de desempleo más altas y salarios más bajos, frente a las regiones menos dotadas.

La curva representa diferentes combinaciones de salario y desempleo que permiten mantener igual utilidad esperada entre regiones, aunque éstas presenten diferencias en dotaciones no pecuniarias. Las regiones con mayores recursos no pecuniarios se localizan en la porción de abajo y a la derecha de la curva, con menor salario y mayor paro, mientras las regiones menos atractivas se ubicarán en la parte superior izquierda de la curva, tal como se muestra en la gráfica 1.

Gráfica 1
Curva salarial



3.2. *Modelo de negociación salarial*

En este modelo, a diferencia del anterior, se asume la existencia de beneficios extraordinarios, los cuales son distribuidos entre empresa

y trabajadores. Estos últimos tienen poder de negociación frente a la empresa, lo que permite apropiarse de una porción de los beneficios, que se expresa en el nivel salarial. Sin embargo, la correlación de fuerzas entre estos actores es variable, por tanto, la capacidad de negociación de los trabajadores no es estable. Dicha situación permite plantear la determinación del salario como un problema de Nash, dado que existen intereses encontrados entre empresa y trabajadores, pero el acuerdo es benéfico para ambas partes.

Si no existe acuerdo, los trabajadores de la empresa tienen la opción de colocarse en otra ocupación temporal con un salario que se puede definir como "mínimo". Este salario determina el tope inferior en la negociación de los trabajadores. Del lado de la empresa, sin acuerdo, obtiene beneficio negativo igual a los costos fijos, el cual sería el mínimo en la negociación de la empresa. El límite superior es la apropiación de todos los beneficios extraordinarios por una de las partes en conflicto. Además, se considera que el tiempo en la negociación es importante, pues cuanto más tiempo transcurra en alcanzarse un acuerdo mayores son las pérdidas de salarios y beneficios para las partes implicadas.

El supuesto central del modelo estriba en que los trabajadores en paro debilitan la capacidad de negociación de quienes se encuentran ocupados, lo que se reflejará en la apropiación de una menor porción de los beneficios. La idea de fondo es que una tasa de desempleo alta implica mayor dificultad para encontrar un empleo temporal por parte de los trabajadores que se encuentran en negociación y, por tanto, el costo que el tiempo impone a la negociación es mayor para los trabajadores y actúa en favor de la empresa. Bajo esta consideración, la remuneración se determina por el salario "mínimo" esperado disponible en el mercado local, por la capacidad de negociación relativa de los trabajadores, que establece la distribución de los beneficios extraordinarios y el nivel de beneficio generado por trabajador.

En este modelo la curva salarial se obtiene porque, cuando el nivel de desempleo aumenta, el poder de negociación de los trabajadores disminuye.¹⁰ Tal interpretación teórica es menos atractiva para explicar la curva salarial en los países donde el nivel de sindicalización es bajo, o en países donde el ámbito de la negociación salarial es a nivel nacional.

Una interpretación alternativa para explicar la debilidad del poder de negociación de los trabajadores cuando crece la desocupación

¹⁰ Esta visión encuadra perfectamente con la idea marxista sobre el papel que juega el "ejército de reserva" en la asignación de salarios.

implica suponer la existencia de sindicatos, donde están afiliados tanto personas con empleo como en paro. Cuando la tasa de desempleo es elevada el sindicato se preocupa más por quienes se encuentran en esta situación, lo que lleva a moderar las demandas de salarios. Así, el modelo de negociación salarial concluye que existe una relación negativa entre desempleo y salario local.

La consideración de dotaciones distintas de capital humano específico a una empresa implica diferente poder de negociación de los trabajadores, ya que el costo para la empresa de la búsqueda, selección y capacitación de la mano de obra es mayor cuanto más especializadas y complejas sean las tareas del trabajador, por tanto, es de esperar que el salario de los más capacitados sean menos sensibles a variaciones de la tasa de desempleo

4. Evidencia empírica

La propuesta de curva salarial ha captado la atención de los estudiosos de la economía laboral. Dicho interés se refleja en el permanente contraste de curva salarial para diferentes países, lo que ha permitido avanzar en la discusión y conocimiento de la relación entre desempleo y salario dentro de los mercados de trabajo local.

Los primeros trabajos empíricos y teóricos sobre la existencia de curva salarial provienen principalmente de B y O (1990, 1994a, 1994b, 1995a). Trabajos orientados especialmente a presentar evidencia de una relación negativa entre desempleo y salario, bajo una forma funcional determinada. Para ello los autores presentan resultados de una docena de países,¹¹ además de mencionar referencias para otros como Japón, India, Costa de Marfil y Suecia.¹²

Adicionalmente, el cuadro 1 presenta, de manera resumida, evidencias encontradas en otros estudios que apoyan la relación negativa entre paro y salario local, aunque también existen estudios que no encuentran curva salarial, entre ellos podemos mencionar Partridge y Rickman (1997) para Estados Unidos, Lucifora y Origo (1999) para Italia y Albæk, *et al.* (2000) para los países nórdicos.

El estudio de la curva salarial por grupos característicos muestra que el efecto del paro sobre el salario es diferente entre ellos (Hod-

¹¹ Estados Unidos, Gran Bretaña, Alemania, Austria, Italia, Holanda, Corea del Sur, Canadá, Irlanda, Australia, Suiza y Noruega.

¹² Blanchflower (2001) estudia el mercado laboral de 23 países de Europa del Este y Central, donde encuentra evidencias de curva salarial.

dinott, 1996; Baltagi y Blien, 1998; Janssens y Konings, 1998; Kingdon y Knight, 1999; Bartik, 2000 e Ilkcaracan y Selim, 2002). La elasticidad paro del salario es mayor para trabajadores jóvenes, los que tienen menor nivel educativo,¹³ menos experiencia, no sindicalizados, raza negra, trabajadores de cuello azul y contratados en el sector privado,¹⁴ en todos los casos, en relación con su contraparte, lo cual está en línea con la propuesta de curva salarial estándar.

Igualmente, la evidencia empírica apoya la existencia de efectos diferenciados del paro sobre el salario, por género, sin embargo, los resultados no permiten concluir que la elasticidad es mayor en hombres o viceversa. Groot, Mekkelholt y Closterbeek (1992), Janssens y Konings (1998), Pannenberg y Schwarze, (1998), Collier (2000) e Ilkcaracan y Selim (2002), encuentran evidencia de curva salarial para el caso de hombres, no así para mujeres. Baltagi y Blien (1998) obtienen una relación negativa y significativa tanto para hombres como para mujeres, sin embargo, la elasticidad es mayor en hombres. Caso contrario es documentado en los trabajos de Kingdon y Knight (1999), Baltagi, Blien y Wolf (2000) y Berg y Contreras (2002), lo que indicaría un mercado laboral femenino con mayor sensibilidad relativa del salario frente a variaciones en la tasa de desocupación.

Aunque no todos los estudios obtienen resultados a favor de curva salarial (entendida como relación negativa entre desempleo y salario regional), la meta-análisis sobre curva salarial de Nijkamp y Poot (2002) presenta evidencia de su existencia. Esto ha dado pie, por un lado, a enfatizar en la exploración de implicaciones de política¹⁵ y, por otro, en aspectos técnicos.

La propuesta de curva salarial no esta exenta de críticas, especialmente en lo referente a los aspectos técnicos, entre los cuales podemos mencionar los problemas de agregación en variables dependiente e independiente, utilización de variables dependientes, forma funcional de la estimación, limitaciones de los datos de corte trasversal, sesgo de simultaneidad, unidad de análisis espacial e implicaciones de política laboral.

¹³ Kennedy y Borland (2000) no encuentran en Australia diferencias en elasticidad paro del salario por nivel educativo.

¹⁴ Berg y Contreras (2002) encuentran para el caso de Chile mayor elasticidad en el empleo público frente al privado.

¹⁵ La propuesta estándar de curva salarial sólo aborda este aspecto de manera implícita.

Cuadro 1
Evidencia empírica de curva salarial

<i>Autor</i>	<i>País</i>	<i>Datos</i>	<i>Elasticidad</i>
Groot, Mekkelholt y Closterbeek (1992) ^a	Holanda	Individuales VD: Salario semanal	-0.05 -0.08 (hombres)
Blackaby y Hunt (1992) ^a	Gran Bretaña	Individuales	
Wagner (1994) ^b	Alemania	Individuales Salario mensual	-0.06 -0.13 (hombres)
Winter-Ebmer (1996) ^a	Austria	Individuales Salario por hora	-0.02 -0.07 (hombres)
Bratsberg y Turunen (1996) ^c	Estados Unidos	Individuales Salario por hora y anual	-0.05 -0.1 -0.11 -0.16 (jóvenes)
Hoddinott (1996) ^b	Costa de Marfil	Individuales y promedio Salario por hora	-0.12 -0.22 (hombres)
Kertesi y Köllö (1997) ^a	Hungría	Individuales Salario mensual	-0.09 -0.11
Janssens y Konings (1998) ^c	Bélgica	Individuales Salario mensual	-0.09 (hombres) -0.4 (general)
Baltagi y Blien (1998) ^b	Alemania	Promedio Salario mensual	-0.07 (hombres)
Pannenberg y Schwarze (1998) ^c	Alemania del Este	Individuales Salario por hora	-0.14 (hombres) -0.53 (general)

Cuadro 1
(*continuación*)

<i>Autor</i>	<i>País</i>	<i>Datos</i>	<i>Elasticidad</i>
Kingdom y Knight (1999) ^a	Sudáfrica	Individuales y promedio Salario por hora	-0.08 -0.11 -0.52
Baltagi, Blion y Wolf (2000) ^c	Alemania del Este	Promedio Salario mensual	-0.15 0.11 (m) 0.06 (h)
Kennedy y Borland (2000) ^{a,b}	Australia	Individuales y promedio Salario semanal	-0.07 -0.09
Collier (2000) ^c	Gran Bretaña	Individuales Salario por hora y mensual	-0.14 (hombres)
Huitfeldt (2001) ^b	República Checa y Eslovaquia	Promedio Salario anual	-0.4 (Rep. Checa) -0.11 (Eslovaquia)
Berg y Contreras (2002)	Chile	Individuales y promedio Salario por hora	-0.08
Ilkaracan y Selin (2002) ^a	Turquía	Individuales Salario mensual	-0.07 -0.09 (hombres)
Barth, <i>et al.</i> (2002)	Estados Unidos Gran Bretaña Noruega	Salario por hora	-0.8 -0.10 -0.6

Cuadro 1
(continuación)

<i>Autor</i>	<i>País</i>	<i>Datos</i>	<i>Elasticidad</i>
Montuenga, García y Fernández (2003) ^c	Francia	Individuales Salario por hora	-0.16 -0.29
	Italia		-0.07 -0.15
	Portugal		-0.008 -0.10
	España		-0.24 -0.30
	Gran Bretaña		-.024 0.035

a: datos de corte transversal, b: datos combinados (transversal y serie de tiempo), c: panel, VD: Variable dependiente. Fuente: Elaboración propia.

5. Especificación del modelo y datos

5.1. Especificación del modelo

Generalmente en la estimación de la curva salarial se opta por una ecuación de salarios tipo Mincer aumentada, donde además de incorporar información sobre las características individuales de los trabajadores y lugar de trabajo, se incluye como variable explicativa la tasa de desempleo corriente en el mercado de trabajo local. En la estimación de estas ecuaciones se utilizará un *pool* de datos, es decir, información individual para diferentes ciudades durante varios años.

Al tomar en cuenta las críticas hechas a la propuesta de curva salarial estándar, en la estimación realizaremos algunas modificaciones. En primer término, se considerará la tasa de desempleo rezagada frente al nivel salarial, con ello evitamos posibles problemas de simultaneidad entre desempleo y salario. Una segunda modificación es no considerar *a priori* un comportamiento salarial similar por sexo, para esto incluimos dentro de la ecuación, además de la tasa de desempleo rezagada, las características individuales y laborales del trabajador, el producto de estas características por la *dummy* de sexo, por tanto la ecuación a ser estimada se expresa como:

$$W_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 U_{jt-1} + \beta_z Z_{ijt} + \beta_t T + \beta_j J + \alpha_1 D U_{jt-1} \\ + \alpha_z D Z_{ijt} + \alpha_t D T + \alpha_j D J + \varepsilon_{ijt}$$

Donde W_{ijt} es el logaritmo del salario del trabajador i en la ciudad j en el periodo t ; para nuestro caso utilizaremos el salario por hora, U_{jt-1} es la tasa de desempleo de la ciudad j en el tiempo $t-1$; Z representa un vector de características del trabajador y del lugar de trabajo, T y J son variables *dummys* temporales y espaciales, las variables DU , DZ , DT y DJ corresponden a la interacción de las variables con la *dummy* sexo,¹⁶ mientras β y α representan los coeficientes de las variables y ε_{ijt} el término de error.

Como se mencionó, en la ecuación se incluye un vector con las características individuales del trabajador y lugar de trabajo. Estas variables control incluyen sexo, edad, edad al cuadrado, escolaridad, estado civil, tamaño de establecimiento, ocupación, sectores de actividad, jornada laboral, jornada laboral al cuadrado y disposición de

¹⁶ En este caso se asignó el valor de 1 a mujer y 0 a hombre.

seguridad social, controles geográficos y temporales; así como la participación de trabajadores que tienen nueve o más semanas en paro y la participación de los trabajadores en paro que cuentan con, al menos, un año de estudios universitarios.

Con la introducción de la variable DU se busca identificar si el efecto de la tasa de paro sobre el salario presenta un comportamiento distinto en función de la condición de género. Si la estimación indica que el coeficiente de la variable paro-sexo (α_1) resulta significativamente distinto de cero, entonces se puede sostener que los efectos de la tasa de desempleo sobre el salario son diferentes por sexo y, por tanto, las estimaciones de la curva salarial deben realizarse por separado.¹⁷ Dicha especificación de la ecuación de salarios, no solamente permite identificar diferencias de la tasa de desempleo sobre el salario por género, sino captaría la presencia de disparidades por sexo para el resto de variables control, como educación, ocupación, actividad, estado civil, jornada laboral o seguridad social, además de los efectos temporales y espaciales.

La inclusión de efectos fijos espaciales parte del supuesto de que las diferentes ciudades/regiones contienen características particulares que no es posible capturarlas con un solo intercepto, lo mismo aplica para los efectos fijos temporales, debido a las condiciones tan variantes que se presentan durante el periodo que se considera. La interacción de la variable sexo-control, espacial o temporal, busca identificar si estos efectos fijos son diferentes por sexo, debido a que es razonable suponer que dentro de las regiones, o en los años, puedan existir condiciones específicas por sexo, que implique diferente intercepto. Las estimaciones determinarán si esto es así o no.

5.2. Datos

La información que se utiliza en la estimación de la curva salarial proviene de la *Encuesta nacional de empleo urbano* (ENEU) publicada por INEGI, dado que ofrece datos individuales sobre las características demográficas, ocupacionales, educativas y de ingreso de los trabajadores, así como del lugar de trabajo. Lo que la convierte

¹⁷ Esta especificación tiene la ventaja respecto a estimaciones de curva salarial hechas por otros investigadores, que no presuponemos *a priori* un comportamiento homogéneo o heterogéneo por sexo, de la tasa de paro sobre el salario, sino que son los propios resultados los que determinan el tratamiento.

en la fuente informativa más apropiada, en México, para analizar la relación entre paro y salario en el mercado local de trabajo.¹⁸

Utilizamos los datos que corresponden al tercer trimestre del periodo 1993-2002. La decisión de tomar este lapso de referencia responde a la disponibilidad de información para el mayor número de ciudades o zonas metropolitanas; así, se tienen observaciones de 33 centros urbanos durante 10 años. Además de disponer de un número relativamente amplio de observaciones regionales, el periodo temporal presenta algunas características que consideramos relevantes, como incluir años previos a la incorporación de México al Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) y la existencia de condiciones macroeconómicas diversas, aspectos que sin duda resultan de interés si queremos observar cómo se comporta la curva salarial en México bajo diferentes escenarios económicos.

Una vez depurada la base de datos, la información que se utilizará en las estimaciones está conformada por más de 537 mil registros de trabajadores asalariados, con sueldo, que laboraron durante la semana de referencia entre 24 y 50 horas por semana, con edad entre los 14 y 65 años y que, además, contaron con información completa sobre características personales (sexo, estado civil, escolaridad) y laborales (sector de actividad, ocupación, tamaño de establecimiento y disponibilidad de seguridad social). El cuadro 2 presenta las principales características de los datos para el periodo de análisis.

Podemos destacar que el salario por hora promedio para el periodo es de 22.17 pesos de 2002; aunque por el valor máximo y mínimo se aprecia una gran dispersión, la tasa de desempleo promedio se ubica en 3.16 con un máximo de 10.2 y un mínimo de 0.6; la participación de las mujeres dentro de la base de datos supera el 41 por ciento y la jornada laboral promedio es mayor a 42 horas. La clasificación por nivel de escolaridad revela que menos del 10 por ciento no tienen primaria terminada y casi el 50 por ciento de los asalariados ha cursado, al menos, un año de bachillerato. La variable de seguridad social indica que tres de cada diez no cuenta con esta prestación laboral. Por actividad, más del 27 por ciento se ubica en manufacturas, destacando entre ellas la industria metálica, maquinaria y equipo, mientras la administración pública y defensa representan el 10 por ciento; por ocupación destacan operadores, comerciantes y trabajadores en servicios personales. La distribución por años indica que 1995 y 1996 son los que tienen menos observaciones, aunque las diferencias no son

¹⁸ Para un mejor conocimiento de la ENEU, véase <http://www.INEGI.gob.mx/est/contenidos/español/metodologías/encuestas/hogares/metodeneu.pdf>.

Cuadro 2
Características generales de los datos, 1992-2002

<i>Variable</i>	<i>1993-2002</i>	<i>Variable</i>	<i>1992-2002</i>
<i>Pesos por hora promedio (2002)</i>	22.17	<i>1993 (a93)</i>	9.21
<i>Desviación estándar</i>	21.82	<i>1994 (a94)</i>	8.85
<i>Valor máximo</i>	512.88	<i>1995 (a95)</i>	8.31
<i>Valor mínimo</i>	1.00	<i>1996 (a96)</i>	8.64
<i>Tasa de desempleo abierto</i>	3.16	<i>1997 (a97)</i>	9.05
<i>Desviación estándar</i>	1.61	<i>1998 (a98)</i>	9.88
<i>Valor máximo</i>	10.20	<i>1999 (a99)</i>	11.36
<i>Valor mínimo</i>	0.60	<i>2000 (a00)</i>	11.88
<i>Sexo (masculino) %</i>	58.77	<i>2001 (a01)</i>	11.63
<i>Edad (años)</i>	31.69	<i>2002 (a02)</i>	11.19
<i>Estado civil (casado) %</i>	52.51	<i>Ciudades</i>	<i>100.00</i>
<i>Escolaridad %</i>	<i>100.00</i>	<i>Cd. de México (c1)</i>	6.46
<i>Sin instrucción (edu0)</i>	2.02	<i>Guadalajara (c2)</i>	3.65
<i>1-2 años de primaria (edu1)</i>	4.56	<i>Monterrey (c3)</i>	5.39
<i>3-5 años de primaria (edu2)</i>	3.11	<i>Puebla (c4)</i>	3.50
<i>Primaria completa (edu3)</i>	16.51	<i>León (c5)</i>	4.54
<i>Secundaria incompleta (edu4)</i>	5.24	<i>Torreón (c6)</i>	4.52
<i>Secundaria completa (edu5)</i>	21.44	<i>San Luis Potosí (c7)</i>	3.06
<i>1-3 años de bachillerato (edu6)</i>	23.45	<i>Mérida (c8)</i>	2.59
<i>1 o más años de licenciatura (edu7)</i>	23.67	<i>Chihuahua (c9)</i>	3.16

Cuadro 2
(continuación)

<i>Variable</i>	<i>1993-2002</i>	<i>Variable</i>	<i>1992-2002</i>
<i>Jornada (horas semanales)</i>	42.54	Tampico (c10)	2.40
<i>Seguridad social %</i>	70.21	Orizaba (c11)	2.17
<i>Actividades %</i>	100.00	Veracruz (c12)	2.03
Alimentos, bebidas y tabaco (act1)	4.11	Acapulco (c13)	2.27
Textiles, cuero, calzado y madera (act2)	7.90	Aguascalientes (c14)	2.74
Química, plástico y min. no metal. (act3)	4.23	Morelia (c15)	2.47
Ind. metal. y maquinaria y equipo (act4)	11.09	Toluca (c16)	2.87
Construcción, elect., gas y agua (act5)	7.30	Saltillo (c17)	3.54
Comercio, restaurantes y hoteles (act6)	19.31	Villahermosa (c18)	2.51
Transporte y comunicaciones (act7)	3.90	Tuxtla Gutiérrez (c19)	2.22
Serv. financ. comun. socia. y perso. (act8)	21.30	Cd. Juárez (c20)	3.53
Serv. de alquiler, rep y otros serv. (act9)	10.84	Tijuana (c21)	3.29
Administración pública y defensa (act10)	10.02	Matamoros (c22)	2.94
<i>Ocupaciones %</i>	100.00	Nuevo Laredo (c23)	2.98
Operadores fabriles, en rep. y mant. (ocu1)	28.99	Culiacán (c24)	3.05
Serv. doméstico y trab. ambulantes (ocu2)	5.66	Hermosillo (c25)	2.87
Conductores (ocu3)	3.01	Durango (c26)	2.73
Comerciantes, trab. en serv. pers. (ocu4)	31.68	Tepic (c27)	2.42
Jefe de depto., superv. y coord. (ocu5)	11.40	Campeche (c28)	2.61
Técnicos (ocu6)	6.50	Cuernavaca (c29)	2.21

Cuadro 2
(*continuación*)

<i>Variable</i>	<i>1993-2002</i>	<i>Variable</i>	<i>1992-2002</i>
Profesionistas y personal especial (ocu7)	12.76	Coatzacoaleos (c30)	2.24
<i>Tamaño del establecimiento %</i>	<i>100.00</i>	Oaxaca (c31)	2.13
Micro	19.81	Zacatecas (c32)	2.59
Pequeño	20.62	Colima (c33)	2.32
Mediano	9.13	<i>Total de observaciones</i>	537,327
Grande	50.44		

Fuente: Elaboración propia con base en la ENEU, varios años.

relevantes para poner en duda la validez de los resultados, dado el número de registros por año, que fue de más de 40 mil; por último la clasificación por centro urbano indica mayor participación de las principales ciudades, aunque no necesariamente reflejan una ponderación por tamaño de ciudad.

6. Resultados

6.1. *Estimación general*

El cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones donde se incluyen diferentes especificaciones de la curva salarial, considerando todas las observaciones, controles temporales y espaciales.

La columna uno presenta la estimación clásica de curva salarial establecida por B y O con especificación logarítmica. Indica, en primer término, que la tasa de paro local tiene un efecto negativo sobre el salario, dicha magnitud es de 0.029, es decir, si la tasa de paro se duplica, el salario se reducirá 2.9 por ciento y, en segundo, que esta cifra es considerablemente inferior a la estimada por B y O (1994a) para diferentes países, la cual se ubica en 10 por ciento.¹⁹ El coeficiente del producto paro-sexo no es significativo, por tanto no podemos sostener que la desocupación afecta diferencialmente los salarios por condición de género. No obstante, los resultados indican la existencia de diferencias de sexo estadísticamente significativas en las variables control.

Además de la tasa de paro, la ecuación de salarios, como se mencionó, incluye otras variables control. Su comportamiento, en general, es el esperado, la edad tiene signo positivo y significativo, mientras que la edad al cuadrado es negativa, las personas casadas reciben un mayor salario que las solteras, lo mismo se observa con el incremento del nivel educativo y tamaño de establecimiento. Quienes disponen de seguridad social reciben un mayor salario, la jornada laboral tiene coeficiente positivo, mientras esta variable al cuadrado presenta una relación negativa. Los coeficientes de controles temporales y espaciales indican que existen efectos diferentes por año y ciudad, al igual que en el caso de ocupaciones y actividad económica. Finalmente, como señalamos, en esta ecuación de salario no sólo consideramos la

¹⁹ Los resultados completos de las estimaciones no se presentan por cuestión de espacio, pero están disponibles para quien lo solicite.

tasa de desempleo, sino su composición, ya que creemos que también influye sobre el salario. Los indicadores que incluimos son: proporción de trabajadores en paro con nueve o más semanas y porcentaje de desempleados con, al menos, un año de estudios superiores. En el caso de la primera variable, los resultados indican que existe un efecto positivo sobre el salario, lo cual puede ser interpretado como un indicador de que, dada la inexistencia de un seguro por desempleo, cuando las personas deciden permanecer un periodo más largo en paro generan un efecto positivo sobre el salario, es decir, mayor permanencia en desempleo implica una búsqueda de mejores opciones de trabajo. Lo que nos lleva a plantear: ¿Que pasaría con el salario si existiera un seguro por desempleo que permitiera a los trabajadores permanecer en el paro durante un periodo más largo?

Cuadro 3

*Resumen de las estimaciones de la curva salarial
Datos individuales, 1992-2002
Variable dependiente: logaritmo del salario por hora*

<i>Variable independ.</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4 H</i>	<i>5 M</i>
Log (TDA)	-.0294				
	(8.49)				
TDA		-.012	-.0126		
		(11.12)	(5.038)		
TDA ²			.000073		
			(.3049)		
TDAXSEXO				-.0092	-.0069
				(7.449)	(7.6477)
Elasticidad	.029	.037 ^a	.039 ^a	.027	.024 ^a
R ²	.58	.58	.59	.57	.61
Ciudades	33	33	33	33	33
Observ.	537327	537327	537327	314795	222528

TDA: tasa de desempleo abierto, *TDAXSEXO*: tasa de desempleo abierto por sexo, a: calculada a partir de la tasa de paro promedio; el *t*-estadístico aparece entre paréntesis.

Los resultados parecen indicar que los salarios aumentarían, ya que la proporción de trabajadores parados con nueve semanas o más

se elevaría, esto podría suceder, no solamente por generar una restricción de la oferta laboral, sino porque permitiría una asignación más eficiente de los trabajadores en las actividades donde pueden ser más productivos, dado que no tendrían la presión de colocarse inmediatamente en un empleo porque no cuentan con seguro por desempleo. Una interpretación alternativa puede ser que los trabajadores en paro de larga duración no ejercen una presión sobre el mercado laboral y, por tanto, no deprimen los salarios.²⁰ La segunda variable muestra una relación negativa entre proporción de parados con alto nivel educativo y salario. Esto parece mostrar que los desocupados con mayor educación ejercen una presión sobre el salario, no solamente de los trabajadores de su mismo nivel, sino sobre los grupos con menor formación, dado que pueden optar por ocupar puestos que requieren menor calificación.

¿Qué factores pueden estar detrás de una elasticidad paro del salario tan baja, como la observada en la primera columna? Sin duda, son varios los argumentos que se pueden plantear al respecto. El primero puede ser que, en efecto, el salario de los trabajadores mexicanos sea relativamente más rígido frente al comportamiento de la tasa de paro local, respecto a otros países; otro es que, estamos considerando una especificación de la ecuación, donde la sensibilidad del salario respecto a la tasa de paro es constante para cualquier nivel de desocupación, pero, en realidad, el efecto de la tasa de desempleo sobre el salario se modifica conforme aumenta. Un tercero considera que las tasas de desocupación en México son más bajas que las existentes en otros países, por tanto, a esos niveles no ejercen una presión sobre los salarios; un cuarto se ubica en la utilización de indicadores de desempleo general, cuando en realidad la remuneración de los trabajadores responde a condiciones particulares de cada grupo, por lo que, deben incluirse en la estimación tasas de paro específicas. Finalmente, un argumento adicional sería la conformación de una base de datos con grupos que presentan comportamientos distintos en la relación desempleo-salario, como puede ser el caso de hombres *vs.* mujeres, trabajadores del sector público *vs.* sector privado, trabajadores formales *vs.* informales, diferentes niveles de escolaridad o distintos grupos de edad.

A continuación se exploran estos aspectos a fin de determinar con mayor claridad el efecto que ejerce la tasa de desempleo local sobre el salario individual.

²⁰ Sobre este aspecto véase: Layard y Nickell (1986, 1987), Blackaby y Manning (1992) y Blackaby y Hunt (1992).

6.2. Especificación alternativa

La especificación logarítmica tiene como característica principal la fácil interpretación de resultados, su inconveniente es considerar una elasticidad constante del salario respecto a la tasa de desempleo en cualquier nivel, aspecto que es cuestionado por Collier (2000). La columna dos presenta la estimación de curva salarial, considerando una especificación semi logarítmica. Los resultados indican una relación negativa entre paro y salario, con una elasticidad de 0.037 para la tasa de desempleo promedio. Una de las mayores ventajas de dicha especificación es que no se establece una elasticidad constante, sino que se modifica en cada punto de la curva, asumiendo que la tasa de paro tiene diferentes efectos en función del nivel donde se ubica; así, aunque en el nivel de desocupación promedio (3.15 por ciento) la elasticidad es baja respecto a los resultados obtenidos en otros países, en los niveles de desempleo máximo la elasticidad es perfectamente comparable con los indicadores internacionales.

Hasta ahora la especificación semi-logarítmica parece ser preferible a la logarítmica,²¹ sin embargo, una inquietud que surge con esta especificación es si la curva salarial es negativa para cualquier nivel de paro o, si en algún momento, esta relación se vuelve positiva o, en su caso, la sensibilidad salarial frente a la desocupación desciende a partir de un nivel determinado. Con esto en mente se procedió a estimar una curva salarial con especificación cuadrática, los resultados se presentan en la columna tres. En ella se puede observar que, el término cuadrático, aunque resulta positivo, no es significativo.

A partir de lo anterior podemos establecer, en primera instancia, la existencia de una relación negativa entre la tasa de paro local y el salario de los trabajadores ubicados en ese mercado, con lo cual confirmaríamos, en principio, la presencia de una curva salarial en México. En segunda, la especificación logarítmica, postulada por B y O (1994a), no parece ser la más apropiada para explicar esta relación y, en tercera, los salarios de hombres y mujeres no parecen presentar comportamientos diferentes respecto a la tasa de paro, pero sí existen diferencias significativas en los coeficientes de las variables control por género, lo que nos lleva a plantear la necesidad de realizar, en lo sucesivo, estimaciones de salarios separando por sexo.

²¹ Esto de acuerdo con el criterio de Schwarz, información que se obtiene de los resultados que arroja el programa *Eviews* 4.0, el cual utilizamos en las estimaciones.

6.3. *Condiciones específicas de los mercados*

Una de las críticas al modelo de salarios de eficiencia planteado por B y O (1994a) para explicar la relación negativa entre paro y salario local es la hecha por Card (1995), quien argumenta que el salario de un grupo determinado está relacionado con la tasa de desempleo de ese grupo. Así, un elevado desempleo de los trabajadores con baja calificación puede no afectar el salario de los calificados, es decir, cada grupo toma en cuenta su propia tasa de paro, y no la desocupación general del mercado local. Tal observación es ratificada por Groot, Mekkelholt y Closterbeek (1992), pero desestimada por Bartik (2000). Con la intención de determinar si las condiciones específicas del grupo o, en su caso, las condiciones generales imperantes en el mercado de trabajo local, son las que influyen sobre el salario, en las columnas cuatro y cinco de la tabla 3 se presentan los resultados de la estimación para hombres y mujeres, respectivamente, considerando tasa de paro específica por sexo. Aun y cuando este indicador de desempleo tiene un efecto negativo sobre el salario, tal y como se observa en la tabla, la comparación de los resultados con los obtenidos considerando la tasa de desempleo general, indica que el elemento más relevante en el comportamiento salarial son las condiciones generales del mercado local, más aún que la situación específica de cada grupo, en este caso del género. Esta mayor sensibilidad de los salarios a la tasa de desempleo general, en lugar del indicador específico, puede interpretarse como una señal de competencia en el mercado laboral, es decir, ofrecen bienes considerados como sustitutos.²²

6.4. *Sector público vs. privado*

Hasta ahora las estimaciones de la tabla 3 incluyen tanto trabajadores asalariados del sector privado como público, sin embargo, estudios sobre la curva salarial para diferentes países (Hoddinott, 1996; Kingdon y Knight, 1999) aportan evidencia de una menor sensibilidad salarial cuando el trabajador se encuentra en actividades de administración pública. Desde la perspectiva teórica, el salario real de los empleados del sector público puede estar más relacionado con el comportamiento de la política fiscal que con la evolución de la tasa de

²² Posiblemente, si el análisis se hiciera entre trabajadores calificados y no calificados, se observaría un comportamiento diferente, ejercicio que no realizaremos por no disponer de información.

desempleo, además, la determinación de los salarios en dicho sector presenta mayor grado de centralización, por lo que pueden resultar poco sensibles a las condiciones imperantes en los mercados de trabajo local. Lo que plantea la necesidad de realizar estimaciones haciendo una separación entre trabajadores del sector público y privado. La tabla 4 presenta los resultados, sobre los cuales se pueden hacer algunas observaciones.

En primer término, para el caso de los asalariados del sector público, los coeficientes de desempleo no son significativos a niveles convencionales, lo que parece mostrar que el salario de los empleados del sector no es sensible a lo que sucede en los mercados de trabajo local y se confirman los resultados obtenidos en otros países. En segundo, para el sector privado, la elasticidad paro del salario se eleva respecto a la obtenida con la muestra, dado que constituyen un grupo más homogéneo de asalariados y, tercero, las mujeres del sector privado tienen mayor elasticidad respecto a los hombres, a nivel de desempleo promedio (columnas 3 y 4), sin embargo, ellas presentan un comportamiento cuadrático,²³ mientras en ellos la especificación semi-logarítmica es la que muestra el mejor ajuste, lo que indicaría que el salario decrece conforme aumenta la tasa de desempleo, así, al nivel máximo de desocupación registrado en este periodo, (10.2%), la elasticidad sería de 0.122 en hombres y 0.109 en mujeres.

6.5. *Asalariados formales vs. informales*

Un fenómeno creciente en los mercados de trabajo urbano de los países en desarrollo, entre ellos México, es la existencia de un importante sector informal que presenta características diferentes frente al sector formal. Una de las interrogantes que intentamos que responder es si la sensibilidad del salario respecto a la tasa de desempleo difiere entre estos mercados. Para dar respuesta a tal cuestionamiento, primero segmentamos a los asalariados entre formales e informales, utilizando como criterio de clasificación disponer o no de seguridad social. Los resultados de las ecuaciones, estimadas bajo diferentes especificaciones, señalan que un asalariado que dispone de seguridad social percibe mayor remuneración frente a otro trabajador con las mismas características, pero sin esa prestación. Pero, no sabemos si también son más sensibles a variaciones de la tasa de paro, si es así,

²³ Debido a esto en las sucesivas estimaciones de asalariadas del sector privado consideraremos una especificación cuadrática.

indicaría que los asalariados sin seguridad social (informales), no solamente reciben menores salarios, sino que también presentarían una mayor elasticidad frente a las fluctuaciones del desempleo.

Cuadro 4
Estimación de curva salarial por sector y sexo
Variable dependiente: salario por hora, pesos de 2002

<i>Variable indepen.</i>	<i>S. público H (1)</i>	<i>S. público M (2)</i>	<i>S. privado H (3)</i>	<i>S. privado M (4)</i>
TDA	.00145 (.3553)	.00063 (.1402)	-.012 (10.88)	-.0172 (5.589)
TDA ²				.00064 (2.161)
Elasticidad	.0046 ^a	.002 ^a	.039 ^a	.048 ^a
R ²	0.43	0.34	0.57	0.62
Observ.	31,462	22,613	283,333	199,915

a: calculada en la tasa de desempleo promedio; el *t*-estadístico aparece entre paréntesis.

En la tabla 5 se resumen los resultados, considerando las dos muestras y separando por género. Al observar los coeficientes de las diferentes estimaciones y las respectivas elasticidades es posible destacar algunos aspectos relevantes. En primer lugar, al nivel de desempleo promedio los trabajadores informales muestran una mayor elasticidad salarial, en relación con los trabajadores formales. Esto manifestaría que los asalariados sin seguridad social se encuentran en desventaja respecto a quienes disponen de dicha prestación, no solamente porque reciben un menor salario, sino que, además, su remuneración es más sensible frente a un choque de la economía que implique un aumento en los niveles de desocupación. En segundo lugar, a partir de los resultados de las estimaciones, se puede establecer que no existen diferencias en la respuesta de los asalariados informales a las condiciones de desempleo por sexo, no así para el caso de los trabajadores formales, donde los hombres muestran una mayor rigidez.

6.6. *Curva salarial en grupos específicos*

En las secciones anteriores, la estimación de la curva salarial separando por género, tipo de empleador y disposición de prestaciones

sociales aportó información del efecto de la tasa de desempleo local sobre el salario individual. Estos elementos permitieron mayor y mejor conocimiento de los mercados de trabajo local, sin embargo, aún es insuficiente, por ello para ampliar esta información, a continuación intentamos dar respuesta a la siguiente pregunta: ¿El efecto de la tasa de paro es independiente del nivel educativo y la edad? *A priori* podemos responder que no, esperamos menor sensibilidad salarial en los grupos con mayor educación y, dentro de ellos, los que tienen seguridad social. Por edad se espera mayor flexibilidad de la población más joven. Los argumentos en los dos casos se pueden explicar en función del poder de negociación de estos grupos, dado su mayor capital humano específico dentro de su actividad y los elevados costos de formación.²⁴

Cuadro 5

Estimación de curva salarial para asalariados formales e informales
Variable dependiente: salario por hora, pesos de 2002

Variable	Informales (s/ss)	Informales (s/ss)	Formales (c/ss)	Formales (c/ss)
independ.	H (1)	M (2)	H (3)	M (4)
TDA	-.018 (8.554)	-.02121 (3.813)	-.0099 (7.487)	-.0134 (3.723)
TDA ²		.00093 (1.7596)		.00026 (0.738)
Elasticidad	.058 ^a	.057 ^a	.031 ^a	.040 ^a
R ²	0.55	0.56	0.55	0.59
Observ.	83,084	64,401	200,249	133,514

a: Estimada considerando la tasa de paro promedio, el *t*-estadístico aparece entre paréntesis.

La tabla 6 presenta resultados de la estimación de curva salarial, separando entre trabajadores con educación superior y con escolaridad máxima de primaria, además de diferenciar por género y disponibilidad de seguridad social. Como lo predice la teoría del modelo de negociación salarial y lo confirma la evidencia empírica para varios

²⁴ Una explicación alternativa puede ser en términos de salarios de eficiencia. Para un mayor desarrollo sobre este aspecto véase Card (1995), Hoddinott (1996) y Kingdon y Knight (1999), entre otros.

países, el salario de los trabajadores con educación superior muestra menor sensibilidad relativa frente al comportamiento del desempleo.

Un aspecto a destacar para el caso de trabajadoras con formación educativa hasta primaria es la mayor elasticidad de las asalariadas con seguridad social frente a quienes no disponen de ella (columnas 7 y 8). ¿Como explicar este comportamiento? Una interpretación la establece Villagómez (1999) quien, en primer término, argumenta que menores salarios cuando se tienen prestaciones sociales puede estar reflejando un efecto compensación y, en segundo, que las mujeres preferirían los trabajos con prestaciones sociales, dado que existe una preocupación por cubrir algunas necesidades de sus hijos y familiares, como son servicios de salud y vivienda, argumento que puede aplicarse tanto para el caso de mujeres jefas de familia, como cuando el compañero se encuentra fuera del sector formal.

Los resultados anteriores muestran el comportamiento de la curva salarial considerando diferentes dotaciones de capital humano, medido éste a través de escolaridad. A continuación se analiza la calificación laboral considerando experiencia, tomando como *proxy* la edad del trabajador, agrupándolos entre quienes tienen hasta 25 años y de 26 a 45 años, además de separaciones por sexo y disponibilidad de seguridad social.²⁵

La tabla 7 presenta los resultados de las estimaciones de curva salarial por grupos de edad, en ella se puede constatar que la edad, como referencia de experiencia, juega un papel relevante en el comportamiento de los salarios. En todos los casos los trabajadores más jóvenes presentan una elasticidad superior respecto a su contraparte con mayor edad, la excepción son los trabajadores hombres entre 26 y 45 años, sin prestaciones sociales, quienes muestran un comportamiento similar al de menores de 26 años, lo que indicaría que en el caso de trabajadores varones informales la experiencia no es relevante para reducir el efecto de la tasa de desempleo sobre el salario.

De los indicadores de la tabla 7 también es posible destacar que en los trabajadores jóvenes (menores de 26 años) no parecen existir diferencias significativas en el efecto del desempleo sobre el salario, entre quienes disponen de seguridad social y quienes no. Las columnas 5 y 6 muestran que para trabajadores hombres en el rango de 26-45 años la condición de formalidad o informalidad es importante para explicar la sensibilidad salarial frente a la tasa de desempleo, indican-

²⁵ Las estimaciones de curva salarial para trabajadores mayores de 45 años, aunque no se presentan, sí se realizaron, los resultados indican que en el caso de los hombres los coeficientes de paro no son significativos y en mujeres el comportamiento es similar al grupo de 26-45 años.

Cuadro 6
Estimaciones de la curva salarial por nivel educativo
Variable dependiente: logaritmo del salario por hora, pesos de 2002

Variables independen.	Educación superior				Hasta primaria completa					
	H s/ss (1)	H c/ss (2)	M s/ss (3)	M c/ss (4)	H s/ss (5)	H c/ss (6)	M s/ss (7)	M c/ss (8)		
TDA	-0.014 (1.957)	0.0006 (0.166)	-0.034 (1.607)	-0.0091 (1.0057)	-0.021 (7.412)	-0.014 (7.036)	-0.013 (4.388)	-0.018 (7.085)		
TDA ²			0.0026 (1.267)	0.0014 (1.5478)						
Elasticidad ^a	0.045	0.0018	0.081	0.014	0.065	0.044	0.041	0.057		
R ²	0.53	0.41	0.50	0.45	0.42	0.36	0.42	0.43		
Observaciones	12,590	48,872	9,552	35,506	38,779	59,892	30,433	28,595		

Cuadro 7
Estimaciones de la curva salarial por grupo de edad
Variable dependiente: logaritmo del salario por hora, pesos de 2002

Variables independen.	< 26 H s/ss (1)	< 26 H c/ss (2)	< 26 M s/ss (3)	< 26 M c/ss (4)	26-45 H s/ss (5)	26-45 H c/ss (6)	26-45 M s/ss (7)	26-45 M c/ss (8)
TDA	-.022 (7.448)	-.020 (10.213)	-.02704 (3.447)	-.0202 (3.799)	-.0213 (6.103)	-.0054 (2.83)	-.0099 (2.67)	-.0072 (3.288)
TDA ²			.0015	.0004				

Cuadro 7
(*continuación*)

<i>Variables independ.</i>	< 26 H s/ss (1)	< 26 H c/ss (2)	< 26 M s/ss (3)	< 26 M c/ss (4)	26-45 H s/ss (5)	26-45 H c/ss (6)	26-45 M s/ss (7)	26-45 M c/ss (8)
Elasticidad ^a	.068	.063	.070	.063	.067	.017	.031	.023
R ²	.41	.44	.47	.49	.56	.52	.61	.59
Observ.	39,919	63,081	28,850	48,181	32,508	108,250	27,654	73,962

s/ss sin seguridad social, c/ss: con seguridad social, a: calculada a partir de la tasa de paro promedio, el *t*-estadístico aparece entre paréntesis.

do que la experiencia no es independiente de las condiciones laborales en las que se encuentra el trabajador, es decir, la experiencia tiene mayor capacidad de negociación o más valoración en los puestos de trabajo formales, aspecto menos relevante en el caso de mujeres (columnas 7 y 8).

7. Conclusiones

El estimar la ecuación de salario general con datos individuales permite establecer la existencia de una curva salarial en México durante el periodo 1993-2002, que tiene como característica principal una elasticidad inferior a la obtenida en otros países, sin embargo, esta menor sensibilidad puede estar reflejando los bajos niveles de desempleo relativo existente en el país.

La desagregación por grupos permitió verificar la presencia de distinta sensibilidad salarial frente a la tasa de desempleo entre trabajadores de diferentes grupos. Los empleados del sector público no presentan modificaciones salariales atribuibles a las variaciones en las tasas de paro local, las mujeres, los trabajadores jóvenes, así como los que cuentan con menores niveles de escolaridad, tienen una mayor elasticidad relativa frente a su contraparte. Resultados que están en línea con las evidencias empíricas obtenidas en otros países.

Con el objetivo de explorar posibles diferencias en el comportamiento salarial entre trabajadores formales e informales, se realizaron estimaciones de la curva salarial para cada uno de estos grupos. Los resultados permitieron establecer que las personas empleadas en el sector informal resultan más afectadas cuando aumenta la desocupación.

Otros aspectos destacables de este estudio son: a) la identificación de un comportamiento salarial diferente en función del nivel de desempleo, lo cual es contrario al planteamiento establecido en la propuesta original de curva salarial, b) una mayor incidencia de las condiciones generales del mercado local en el comportamiento del salario, frente a la situación específica de cada grupo, aunque al respecto se necesitaría mayor investigación considerando otros indicadores de desempleo específicos, como nivel de escolaridad, edad o actividad, c) para el caso de mujeres, en general, se encuentran evidencias que apoyan la existencia de un piso salarial, lo que hace que el salario no descienda mas allá de una determinada tasa de paro, resultado compatible con los obtenidos por Blackaby y Hunt (1992) para Inglaterra y en concordancia con la propuesta de Sessions (1993) sobre la existencia de dos efectos de la tasa de paro sobre el salario.

A partir de las diferentes clasificaciones de trabajadores es posible establecer que las asalariadas jóvenes, sin prestaciones sociales y con baja escolaridad, serían el grupo más vulnerable frente a choques en los mercados de trabajo local.

Aun cuando estos resultados constituyen una primera aproximación en el análisis de los mercados de trabajo local, creemos que son relevantes desde la perspectiva de diseños de políticas laborales activas, pues implicaría, por un lado, la necesidad de elaborar e instrumentar estas políticas otorgando mayor importancia al ámbito espacial y, por el otro, considerar que las perturbaciones del mercado laboral local tienen impactos distintos en los diferentes grupos de trabajadores.

Bibliografía

- Adams, J. D. (1985). Permanent Differences in Unemployment and Permanent Wage Differentials, *Quarterly Journal of Economics*, 100, 29-56.
- Albaek, K., et al. (2000). Dimensions of the Wage-Employment Relationships in the Nordic Countries: Wage Flexibility Without Wage Curve, *Worker Well-Being*, 19, 345-381.
- Baltagi, B. H., U. Blien y K. Wolf (2000). The East German Wage Curve 1993-1998, *Economics Letters*, 69, 25-31.
- Baltagi, B. H. y U. Blien (1998). The German Wage Curve: Evidence from the IAB Employment Sample, *Economics Letters*, 61, 135-142.
- Bart, E., et al. (2002). *Explaining Variations in Wage Curves: Theory and Evidence*, 03/2002, Department of Economics, University of Oslo.
- Bartik, T. J. (2000). *Group Wage Curve*, (mimeo).
- Berg, J. y D. Contreras (2002). *Political-Economic Regime and the Wage Curve: Evidence from Chile, 1957-1996*, CEPA WP 2002-10, Center for Economic Policy Analysis.
- Blackaby, D. y L. Hunt (1992). The "Wage Curve" and Long-Term Unemployment: A Cautionary Note, *The Manchester School*, 60, 419-428.
- Blackaby, D. y D. N. Manning (1992). Regional Earning and Unemployment: A Simultaneous Approach, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 54, 481-503.
- (1990a). Earnings, Unemployment and the Regional Employment Structure in British, *Regional Studies*, 24, 529-535.
- (1990b). The North-South Divide: Earnings, Unemployment and Cost of Living Differences in Great British, *Papers of the Regional Science Association*, 69, 43-55.

- (1990c). The North-South Divide: Questions of Existence and Stability, *Economic Journal*, 100, 510-527.
- (1987). Regional Earnings Revisited, *The Manchester School*, 55, 158-183.
- Blanchard, O. y Katz L.F. (1992). Regional Evolutions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-75.
- Blanchflower, D. (2001). Unemployment, Well-Being, and Wage Curve in Eastern and Central Europe, *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 364-402.
- Blanchflower, D. y Oswald A. (1995a). International Wage Curve, en Richard B. Freeman y K. Lawrence (comps.), *Differences and Change in Wage Structure*, NBER and University of Chicago, 145-174.
- (1995b). An Introduction to the Wage Curve, *Journal of Economic Perspective*, 9, 153-167.
- (1994a). *The Wage Curve*, MIT, Cambridge.
- (1994b). Estimating a Wage Curve for Britain 1973-1990, *The Economic Journal*, 104, 1025-1043.
- (1993). Testing for a U-Shaped Wage Curve. A Response, *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 245-248.
- (1990). The Wage Curve, *Scandinavian Journal of Economics*, 92, 215-235.
- Bratsberg, B. y J. Turunen (1996). Wage Curve Evidence from Panel Data, *Economics Letters*, 51, 345-353.
- Budd, A., P. Levine y P. Smith (1988). Unemployment, Vacancies and the Long-term Unemployed, *Economic Journal*, 98, pp. 1071-1091.
- Campbell, C. y M. Orszag (1998). A Model of Wage Curve, *Economics Letters*, 59, 119-125.
- Card, D. (1995). The Wage Curve: A Review, *Journal of Economic Literature*, 33, 785-799.
- (1990). Unexpected Inflation, Real Wages and Employment Determination in Union Contracts, *American Economic Review*, 80, 669-688.
- Carruth, A. y A. Oswald (1989). *Pay Determination and Industrial Prosperity*, Oxford University Press.
- Collier, B. (2000). *The UK Wage Curve: New Evidence from the British Household Panel Survey*, (mimeo).
- Freeman, R. B. (1988). Evaluating the European View That The United States Has No Unemployment Problem, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78, 294-299.
- Groot, W., E. Mekkelholt y H. Closterbeek (1992). Further Evidence on the Wage Curve, *Economics Letters*, 38, 355-359.
- Hall, R. (1972). Turnover in the Labor Force, *Brooking Papers of Economic Activity*, 3, 709-756.
- (1970). Why is the Unemployment Rate So High at Full Employment?, *Brooking Papers of Economic Activity*, 3, 369-402.
- Harris, J. y M. Todaro (1970). Migrations, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis, *American Economic Review*, 60, 126-142.
- Hoddinott, J. (1996). Wage and Unemployment in an Urban African Labour Market, *The Economic Journal*, 106, 1610-1626.

- Holmlund, B. y P. Skedinger (1990). Wage Bargaining and Wage Drift: Evidence from the Swedish Wood Industry, en L. Calmfors (comp.), *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*, Oxford University Press, 363-388.
- Huitfeldt, H. (2001). *Unemployment, Labour Market Programmes and Wage Determination: Evidence from the Czech and Slovak Republics*, (mimeo).
- Ilkkaracan, I. y R. Selim (2002). *The Role of Unemployment in Wage Determination: Further Evidence on the Wage Curve from Turkey*, CEPA WP 2002-11, Center for Economic Policy Analysis.
- INEGI. *Encuesta nacional de empleo urbano (ENEU)*, varios años.
- Janssens, S. y J. Konings (1998). One More Wage Curve: The Case of Belgium, *Economics Letters*, 60, 223-227.
- Jones, S. R. G. (1989). Reservation Wages and the Cost of Unemployment, *Economica*, 56, 225-246.
- Kennedy, S. y J. Borland (2000). A Wage Curve for Australia?, *Oxford Economic Papers*, 52, 774-803.
- Kertesi, G. y J. Köllö (1997). *The Birth of the "Wage Curve" in Hungary, 1989-1995*, WP 104, The William Davidson Institute.
- Kingdon, G. y Knight J. (1999). *Unemployment and Wage in South Africa: A Spatial Approach*, WPS, núm. 99-12.
- Layard, P. R. y S. J. Nickell (1987). The Labour Market, en R. Dourbusch y R. Layardin (comps.), *The Performance of the British Economic*, Oxford University Press, 131-179.
- (1986). Unemployment in Britain, *Economica*, supplement, 53, 121-170.
- Lucifora, C. y F. Origo (1999). *Wage Differentials and Unemployment in Italia: A Regional Perspective*, EC/DG V-OECD/DEELDSA seminar: Wage and Unemployment, European Comission.
- Marston, S. T. (1985). Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment, *Quarterly Journal of Economics*, 100, 57-79.
- Montuenga, V., I. García y M. Fernández (2003). Wage Flexibility: Evidence from Five EU Countries Based on the Wage Curve, *Economics Letters*, 78, 169-174.
- Nickell, S. J. (1987). Why is Wage Inflation in Britain so High?, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, pp. 103-128.
- Nijkamp, P. y J. Poot (2002). *The Last Word on the Wage Curve?* Tinbergen Institute Discussion Paper 2002-029/3.
- Pannenberg, M. y J. Schwarze (1998). Labor Market Slack and the Wage Curve, *Economics Letters*, 58, 351-354.
- Partridge, M y D. Rickman (1997). Has the Wage Curve Nullified the Harris-Todaro Model? Further US Evidence, *Economics Letters*, 54, 277-282.
- Pissarides, C. A. e I. McMaster (1990). Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy, *Oxford Economic Papers*, 42, 812-831.
- Reza, A. M. (1978). Geographical Differences in Earnings and Unemployment Rates, *Review of Economics and Statistics*, 60, 201-208.
- Roback, J. (1982). Wages, Rent and Quality of Live, *Journal of Political Economy*, 90, 1257-1278.

- Sato, Y. (2000). Search Theory and the Wage Curve, *Economics Letters*, 66, 93-98.
- Sessions, J. G. (1993). An Exposition on the Nature of the Wage Curve, *Scandinavian Journal of Economic*, 95, 239-244.
- Shapiro, C. y J. Stiglitz (1984). Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *American Economic Review*, 74, pp. 433-444.
- Smith, A. (1776). *The Wealth of Nations*, University of Chicago Press.
- Topel, R. (1986). Local Labor Markets, *Journal of Political Economy*, 94, S111-S143.
- Villagómez, M. (1999). *Oferta de trabajo familiar y segmentación del empleo laboral: El caso de México*, tesis doctoral, Universidad de Alcalá, España.
- Wagner, J. (1994). German Wage Curve 1979-1990, *Economics Letters*, 44, 307-311.
- Winter-Ebmer, R. (1996). Wage Curve, Unemployment Duration and Compensating Differentials, *Labour Economics*, 3, 425-434.
- Yellen, J. (1984). Efficiency Wage Models of Unemployment, *American Economic Review*, 74, 200-205.